مجلّهٔ جغرافیا و توسعهٔ ناحیه‌ای، سال سیزدهم، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹٤، شمارهٔ پیاپی ۲۵

بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان از پارک‌های بزرگ شهر مشهد: کاربرد الگوی لاجیت چندسطحی

هادی رفیعی دارانی (مربی اقتصاد گردشگری، جهاد دانشگاهی خراسان رضوی، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، نویسندهٔ مسؤول)

hadirafiy@yahoo.com

محمّد قربانی (استاد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران)

ghorbani@um.ac.ir

صص ۱۵۸-۱۳۷

چکیده

اهداف: در این مقاله، عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان در سه پارک بزرگ شهر مشهد با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط و به‌کارگیری الگوی لاجیت چندسطحی بررسی شد.

روش: داده‌ها از طریق تکمیل ۱۲۰۰ پرسش‌نامه از بازدیدکنندگان سه پارک ملّت، کوهسنگی و پارک جنگلی وکیل‌آباد در سال ۱۳۹۱ به دست آمد. در این مطالعه، دو نوع ساختار سلسله‌مراتبی در خصوص نمونه‌ها بررسی شد و ساختار سلسله‌مراتبی که در آن نمونه‌ها به تفکیک سه پارک مورد مطالعه (ملّت – کوهسنگی – وکیل‌آباد) گروه‌بندی شده باشند، استفاده شد.

یافته‌ها/ نتایج: نتایج نشان داد که متغیرهای درآمد و شاخص رضایت تأثیر مثبت و معنی‌دار (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) و متغیرهای سن و جنسیت تأثیر منفی و معنی‌داری (به ترتیب در سطح اطمینان ۹۹ و ۹۵ درصد) بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان دارند. همچنین متوسّط تمایل به پرداخت به ازاء هر بازدید در پارک ملّت ۱۳۹۹۵ ریال، پارک کوهسنگی ٤۹۳۵ ریال و پارک جنگلی وکیل‌آباد ۲۲۷۰ ریال است.

کلیدواژه‌ها: پارک شهری، ارزش‌گذاری مشروط، الگوسازی چندسطحی، ناهمسانی بین گروه‌ها، شهر مشهد.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۵ تاریخ تصویب: ۱۳۹٤/۱۰/۱

۱. مقدمه

فضاهای سبز و پارک‌های شهری به دلیل اهمیّت تفریحی و نقش مهم آن‌ها در حفظ و تعادل محیط زیست شهری شهروندان، از اهمیّت بالایی برخوردارند. در واقع فضاهای سبز به‌عنوان بخشی جان‌دار از فضاهای باز شهری، عامل اصلی در ساختار سیمای شهری، بهبود شرایط اکولوژیکی، گذران اوقات فراغت و تفریح و ایجادکنندهٔ مطلوبیت محسوب می‌شوند. به نحوی که از این طریق کیفیت محیط زیست شهری را به‌ویژه در کلان‌شهرها ارتقاء می‌دهند (صالحی‌فرد و علی‌زاده، ۱۳۸۷، ص. ۲۰؛ خاکپور، رفیعی، صالحی فرد و توانگر، ۱۳۸۹، ص. ۲). به دلیل افزایش جمعیّت (ثابت و متحرّک) و رشد شهرنشینی و تبدیل شهرها به کانون فعالیّت‌های اقتصادی و اجتماعی و همچنین استقرار بنگاه‌های صنعتی - تولیدی و به دنبال آن کاهش زمین‌های کشاورزی و فضاهای سبز طبیعی، توسعهٔ فضاهای سبز شهری اهمیّت بیشتری یافته است. از این رو پارک‌ها و فضاهای سبز شهری هم از منظر تأمین نیازهای زیست‌محیطی و هم از نظر تأمین اوقات فراغت و بستر تعامل اجتماعی از جایگاه مهمّی برخوردار است (صالحی‌فرد و علی‌زاده، ۱۳۸۷، ص. ۳).

با توجّه به تقاضای روزافزون استفاده از پارک‌ها و فضاهای سبز عمومی، تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای مردم از نقطه‌نظر اقتصادی و اجتماعی می‌تواند به پیش‌بینی نیازهای تفرّجگاهی و تفریحی کمک کند (حیاتی، خادم بلادی پور، ۱۳۸۹، ص. ٢٤). در این خصوص، پارک‌ها از جمله مواردی هستند که خدمات آن‌ها دارای بازار نبوده و بنابراین بازار در تعیین قیمت آن‌ها و ارزش‌گذاری آن‌ها ناموفق است؛ بنابراین تمایل به پرداخت (WTP)[1] که به‌عنوان یک مفهوم اقتصادی و در واقع به‌عنوان مقدار پولی که مصرف‌کننده تمایل دارد در ازاء استفاده از خدمات بپردازد تعریف می‌شود، می‌تواند راهنمایی برای قیمت‌های بازار برای این‌گونه خدمات غیربازاری باشد. تمایل به پرداخت به طور مستقیم با سؤال از مردم برای بیان مقدار تمایل به پرداخت آن‌ها و یا به طور غیرمستقیم با مشاهدهٔ هزینه‌های اقتصادی لازم برای

1. Willingness to Pay

استفاده از خدمات یا هزینه‌های صورت‌گرفته برای دست‌یابی به خدمات جانشین آن‌ها، استنتاج می‌شود (قربانی، فیروز زارع، ۱۳۸۷، ص. ۴۳).

شرزه‌ای و سام دلیری (۱۳۹۱) نشان دادند که متغیرهای مبلغ پیشنهاد، درآمد بازدیدکنندگان، کیفیت ساحل (تمیزی ساحل و شفافیت آب)، میزان تحصیلات و فاصلهٔ محل سکونت تا ساحل از جمله متغیرهای معنی‌دار و تأثیرگذار بر تمایل به پرداخت برای اکوسیستم ساحلی دریای خزر است. حیاتی و خادم بلدی‌پور (۱۳۹۱) دریافتند که متغیرهای میزان تحصیلات، درآمد خانوار، میزان اطّلاعات در مورد تالاب و ساعات حضور در محل دارای اثر معنی‌دار مثبت و متغیرهای سن، مبلغ پیشنهاد و فاصلهٔ محل زندگی تا تالاب دارای اثر معنی‌دار منفی بر احتمال تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان تالاب قوری‌گل می‌باشند. مطالعهٔ خاکسارآستانه، دانشور، کلاته عربی و اکبری (۱۳۹۰) نشان داد که بعد خانوار، درآمد فرد، اهمیّت حفاظت از منابع طبیعی از دید فرد، مبلغ پیشنهاد و فاصلهٔ محل سکونت بر تمایل به پرداخت افراد جهت استفاده از پارک‌های جنگلی مشهد مؤثر می‌باشند. بر اساس مطالعهٔ قربانی و فیروز زارع (۱۳۹۰) متغیرهای میزان تحصیلات، درآمد خانوار، داشتن خودرو، سن، نوع منطقهٔ محل سکونت و داشتن فرزند بر میزان تمایل به پرداخت افراد برای کاهش آلودگی هوای مشهد تأثیرگذار است. نیاری، صبوحی، سالارپور (۱۳۹۰) دریافتند که متغیرهای مبلغ پیشنهادی، درآمد، جنسیت، شغل، تعداد دفعات بازدید و میزان علاقه‌مندی به حفظ محیط زیست چاه نیمه زابل تأثیر معنی‌داری دارند. قربانی و صادقی لطف‌آبادی (۱۳۸۹) نشان دادند که سن و مبلغ پیشنهاد دارای تأثیر منفی و درآمد دارای تأثیر مثبت بر تمایل به پرداخت برای بازدیدکنندگان پارک ملّی تندوره می‌باشند. در مطالعهٔ امیرنژاد، خلیلیان و عصاره (۱۳۸۵) نشان داده شد که مبلغ پیشنهاد، درآمد و سطح تحصیلات تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت پارک ملّی سیسنگان دارند. امیرنژاد و خلیلیان (۱۳۸٤) دریافتند که درآمد، مبلغ پیشنهادی و سطح تحصیلات از جمله عوامل تأثیرگذار بر تمایل به پرداخت پارک ملّی گلستان می‌باشند. خداوردی‌زاده، کاووسی، حیاتی و مولایی (۲۰۰۹) دریافتند که درآمد، میزان تحصیلات، اندازهٔ

خانوار، سن و میزان رضایت بازدیدکنندگان از وضعیّت امکانات رفاهی تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت کلیسای سنت‌استپانوس[1] دارد.

لی و هان[2] (۲۰۰۱) نشان دادند مبلغ پیشنهادی، سن و تحصیلات تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان برای پنج پارک ملّی در کرهٔ جنوبی دارند. بر اساس یافته‌های آمیگوس، بولاتف، دیزایگوس[3] (۲۰۰۲) سطح تحصیلات و محل سکونت از جمله عوامل تأثیرگذار بر تمایل به پرداخت برای حفاظت زیستگاه ساحل رودخانهٔ گارون فرانسه می‌باشند. مارزتی و براندولینی[4] (۲۰۰٦) نشان دادند که کیفیت ساحل از جمله اصلی‌ترین متغیرها در استفادهٔ تفریحی از ساحل لی‌دودی‌دانته[5] ایتالیا است و درآمد بازدیدکنندگان تأثیر معنی‌داری بر میزان استفاده از ساحل ندارد. رینیسداتیر، سانگ، آگروسا[6] (۲۰۰۸) نشان دادند که درآمد، نگرش نسبت به محیط‌زیست، تعداد بازدید قبلی، محل اقامت، سابقهٔ پرداخت ورودی، سن و تحصیلات تأثیر معنی‌داری بر تمایل به پرداخت به‌عنوان ورودی برای پارک ملّی اسکافتافل[7] و آبشار گولفوس[8] دارند. فراتحلیل باریو و لوریرو[9] (۲۰۱۰) نشان داد که تمایل به پرداخت برنامه‌های مدیریت جنگل نسبت به اهداف برنامه‌ها حساس می‌باشند، به خصوص زمانی که وسایل تفریحی و سرگرمی را در این گونه مکان‌ها فراهم می‌آورند. دیگر متغیرهای معنی‌دار مؤثر بر تمایل به پرداخت شامل نوع جنگل، موقعیّت جنگل و نوع پاسخ‌گو بوده‌اند. تویرفو و آبابیو[10] (۲۰۱۲) دریافتند که هزینهٔ مسافرت، جنسیت، آگاهی از سایت‌های ترکیبی به‌عنوان اصلی‌ترین متغیرهای مؤثر بر تمایل به پرداخت پارک ملّی کاکوم غنا می‌باشند.

---

1. Saint Stepanos
2. Lee and Han
3. Amigues, Boulatoff, Desaigues
4. Marzetti and Brandolini
5. Lido di Dante
6. Reynisdottir, Song, Agrusa
7. Skaftafell
8. Gullfoss
9. Barrio and Loureiro
10. Twerefou and Ababio

بررسی مطالعات مذکور در حوزهٔ تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت نشان می‌دهد که این مطالعات از الگوهای با متغیر وابستهٔ محدودشده استفاده کرده‌اند. به عبارت دیگر در این مطالعات، بدون مدّنظر قرار دادن سطوح و سلسله‌مراتب نمونه‌ها به بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت پرداخته‌اند که در دنیای واقعی چنین سلسله‌مراتبی به صورت‌های مختلف وجود دارد و لازم است قبل از تجمیع داده‌ها به آن توجّه ویژه‌ای داشت. در واقع می‌توان نتیجه گرفت که عدم لحاظ سطوح، ممکن است به استنباط آماری اشتباه منجر شده باشد که خود خلاء مهمّی در تحلیل‌های مربوط به ارزش‌گذاری محسوب می‌شود. از جمله اهداف این مطالعه، تبیین مباحث مربوط به سطوح و سلسله‌مراتب نمونه‌ها در ارزش‌گذاری پارک‌ها است.

شهر مشهد بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۰ با جمعیّت حدود ۳ میلیون نفر دومین کلانشهر کشور است که سالانه بیش از ۱۵ میلیون نفر گردشگر و زائر به این شهر مسافرت می‌کنند. از جمله مکان‌هایی که علاوه بر شهروندان شهر مشهد گردشگران و زائرین نیز از آن استفاده می‌کنند، پارک‌های سطح شهر است. مساحت کلّ پارک‌های شهر مشهد حدود ۸۷۱۲ هزار مترمربع است که سه پارک بزرگ ملّت، کوهسنگی و وکیل‌آباد با دارا بودن حدود ۱۸۷۸ هزار متر مربع، حدود ۲۱/۵ درصد از کل پارک‌ها و فضاهای سبز شهر مشهد را دربرمی‌گیرند (آمارنامهٔ شهر مشهد، ۱۳۹۰) و سالانه گردشگران و شهروندان از آن‌ها استقبال زیادی می‌کنند. بررسی تمایل به پرداخت استفاده از پارک‌های مذکور در ازاء استفاده از خدمات مختلف می‌تواند راهنمایی برای خدمات مختلف پارک‌ها و به خصوص خدمات غیربازاری آن‌ها باشد. هدف اصلی این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت در سه پارک بزرگ ملّت، کوهسنگی و وکیل‌آباد مشهد است.

۲. مبانی نظری

ارزش‌گذاری اقتصادی به‌عنوان ابزاری برای تمایز میان استفادهٔ ناکارامد از کالاها و خدمات زیست‌محیطی و پی بردن به ارزش واقعی این منابع در فرآیند تصمیم‌سازی می‌باشد که به

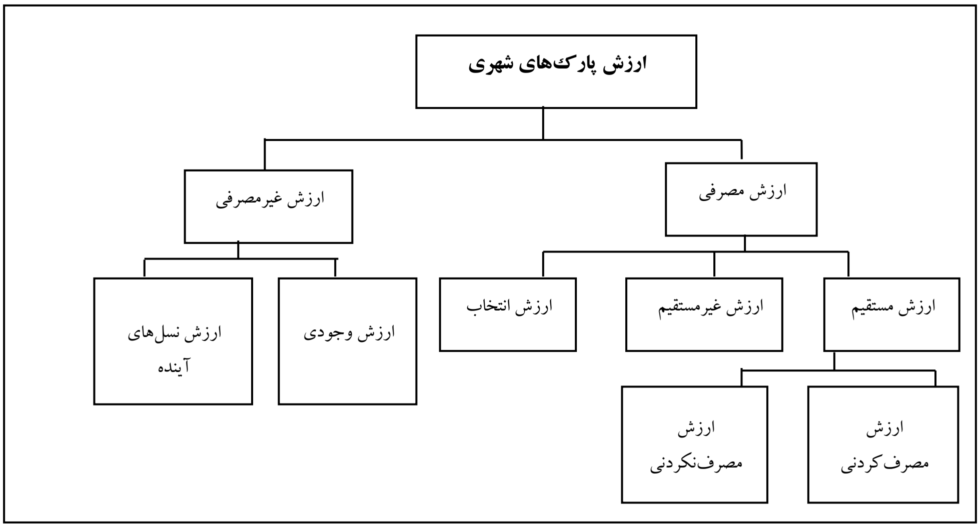
حکم‌رانی خوب نیز منجر می شود (کینگ[1]، ۲۰۰۷، ص. ۵۱). ارزش‌گذاری[2] به‌عنوان رهیافتی که از طریق ترجیحات آشکار شدهٔ افراد بیان می‌شود در تعیین ارزش پولی کالاها و خدمات غیر بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد. ارزش‌گذاری کارکردها و خدمات غیربازاری محیط زیست به دلیل شناخت و فهم منافع زیست‌محیطی و اکولوژیکی، فراهم آوردن ارتباط میان سیاست های اقتصادی و درآمدهای طبیعی، سنجش نقش و اهمیّت منابع زیست‌محیطی و جلوگیری از تخریب و بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی حائز اهمیت است (خداوردی زاده، حیاتی و کاووسی، ۱۳۷۸، ص. ٤۵).

به اعتقاد پیرس و ترنر[3] (۱۹۹۰) ارزش اقتصادی کیفیت ذاتی هرچیزی نیست، بلکه ارزش اقتصادی تنها در نتیجهٔ عمل متقابل میان فاعل و مفعول به وجود می‌آید. به عبارت دیگر، تبدیل ترجیحات فردی به ارقام پولی عموماً به‌عنوان ابزاری عملیاتی بر ارزش‌گذاری پیشین رویداد، گزینه‌های مختلف (شامل تغییرات مورد انتظار، تغییرات در الگوهای تخصیص سایر کالاهای اقتصادی) و نیز ارزش‌گذاری اثرات رفاهی پسین رویداد می‌باشد که برای تعیین خسارات قابل جبران یا ارزیابی کارایی اقتصادی مقادیر بهبود یافته (بازذخیره شده) مورد استفاده قرار می‌گیرد (قربانی، فیروز زارع، ۱۳۸٦، ص. ۱۷).

همانگونه که در (شکل ۱) مشخص شده، ارزش اقتصادی پارک‌های شهری، به دو نوع ارزش مصرفی و ارزش غیرمصرفی تقسیم می‌شود که ارزش مصرفی شامل ارزش مصرفی مستقیم (از مصرف مستقیم حاصل می‌شود)، ارزش مصرفی غیرمستقیم (از مصرف غیرمستقیم حاصل می‌شود یا به طور غیرمستقیم به مصرف مستقیم کمک می‌کند) و ارزش انتخاب (ارزش احتمال استفاده در آینده) می‌باشد. ارزش غیر مصرفی شامل ارزش وجودی (رضایت و لذّتی که فرد از وجود چیزی می‌برد) و ارزش نسل‌های آینده (تمایل و لذّت انسان برای حفظ پارک برای نسل‌های آینده) می‌باشد (کریم‌زدگان، ۱۳۸۲، ص. ۲۸).

---

1. King
2. Valuation
3. Pearce and Turner



شکل ۱- طبقه‌بندی ارزش‌های پارک‌های شهری

مأخذ: تطبیق داده شده از کریم‌زادگان، ۱۳۸۲

روش‌های کلّی ارزش‌گذاری را می‌توان به سه روش اصلی: ۱) مبتنی بر بازار ۲) بازار جایگزین ۳) بازار فرضی تقسیم‌بندی کرد که با توجّه به ماهیت پارک‌ها و مکان‌های دیدنی و عدم وجود بازار واقعی برای کالاها و خدمات آن‌ها، به کارگیری رهیافت سوم، یعنی بازار فرضی از اقبال بالایی در مطالعات برخوردار است. از جمله روش‌هایی که در بازار فرضی در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته شده، ارزش‌گذاری مشروط[1] است که در آن ارزش پولی رفاه افراد در نتیجهٔ استفاده یا عدم استفاده از کالا برآورد می‌شود. رهیافت‌های تمایل به پرداخت WTP[2] و تمایل به دریافت WTA[3] از جمله رهیافت‌های قابل توجّه در توضیح ارزش‌گذاری مشروط است.

روش ارزش‌گذاری مشروط به طور معمول بر برآورد ارزش سناریو تغییرات خاص زیست‌محیطی تمرکز دارد. بررسی ارزش‌گذاری مشروط با یک توضیح در مورد تغییر در

1. Conditional Valuation Method (CVM)
2. Willingness to pay
3. Willingness to attribute

کالاها یا خدمات زیست‌محیطی آغاز می‌شود. سپس افراد را برای معلوم کردن این موضوع که آن‌ها چه مقدار حاضر به پرداخت برای تغییر خواهد بود مورد پرسش قرار می‌دهد. روش ارزش‌گذری مشروط (CVM) مستلزم ساخت فرضی یا شبیه‌سازی بازار از طریق پرسش‌نامه است که در آن پاسخ‌دهندگان به سؤالات مربوط به میزان تمایل به پرداخت و یا پذیرفتن در مورد تغییرات خاص زیست‌محیطی پاسخ می‌دهند. این روش در مورد ارزش‌های مصرفی و غیرمصرفی کاربرد دارد (افتک[1]، ۲۰۰٦، ص. ٤۹).

۳. روش تحقیق

۳. ۱. الگوی چندسطحی

گلدستین[2] (۱۹۹۹) معتقد است که در الگوسازی چندسطحی[3] ساختارهای پیچیدهٔ زندگی اقتصادی-اجتماعی دنیای واقع در الگوهای تحت تخمین لحاظ می‌شود. الگوهای چندسطحی (سلسله‌مراتبی) شامل ساختارهای مختلف الگوسازی از جمله: افقی (فضایی)، عمودی، مقطعی-سری زمانی، متقاطع و تکرار شده می‌باشند (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ۱۵). در ادامه ضمن ارائهٔ کلیاتی از مبانی نظری الگوهای چندسطحی، الگوی لاجیت در چهارچوب الگوسازی چندسطحی تبیین شده است که مبنای مطالعهٔ حاضر است.

اساس الگوی چندسطحی مبتنی بر واحدهای تحلیل و تنوّع آن‌ها است که این قبیل تنوّع‌ها، در مطالعات تجربی اقتصادی همواره به‌عنوان یک مشکل اساسی مطرح بوده است. به عبارت دیگر در مطالعات تجربی، به دلیل محدودیت‌های الگوسازی اصولاً یک واحد تحلیل (مانند مصرف‌کننده، بنگاه اقتصادی، تولیدات بخش‌های اقتصادی یا کل اقتصاد) به کار گرفته می‌شود. این در حالی است که در واقعیّت، واحدهای تحلیل متعدّدی در سطوح مختلف وجود دارند که یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند (ماسون، وونگ، انتویستله[4]، ۱۹۸٤، ص. ۷٤؛ بیکر و پسران، ۱۹۹۰، ص. ۲۸؛ گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ۳٦). مدّنظر قرار دادن واحدهای تحلیل باعث

1. EFTEC
2. Goldstein
3. Multilevel Modeling
4. Mason, Wong, Entwistle

می‌شود که ناهمسانی و پیچیدگی‌های واقعی بین گروه‌ها و نمونه‌ها مورد توجّه قرار گیرد و تأثیر و تأثر بین گروه‌ها و اجزای آن مدّنظر قرار گیرند (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ۳۷).

در الگوهای چندسطحی ضریب یک یا چند متغیر توضیحی به صورت تصادفی یا متغیر در نظر گرفته می‌شود تا ساختار پیچیدهٔ دنیای واقعی در الگو لحاظ شود؛ بنابراین الگوهای چندسطحی مبتنی برالگوهای با ضرایب متغیر می‌باشند. در الگوی ذیل که یک الگوی سادهٔ دوسطحی می‌باشد ضرایب β_0 و β_1 به صورت متغیر در نظر گرفته شده است (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ٤٤).

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} x_{1ij} + \sum_{k=2}^{p} \beta_k x_{kij} + e_{ij} \quad (1)$$

با توجّه به الگوی فوق می‌توان گفت که این الگو بیش از یک جمله اخلال دارد و تعداد جملات اخلال آن بستگی به تعداد ضرایب متغیر دارد؛ بنابراین تغییرات ضرایب β_0 و β_1 در واحدهای سطح دوم به صورت تصادفی است.

$$\beta_{0j} = \beta_{00} + \mu_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \beta_{10} + \mu_{1j} \quad (3)$$

$$E(u_{0j}) = E(u_{1j}) = 0 \qquad \mathrm{var}(u_{0j}) = \sigma_{u0}^2 \quad (4)$$

$$\mathrm{var}(u_{1j}) = \sigma_{u1}^2 \qquad \mathrm{cov}(u_{0j}, u_{1j}) = \sigma_{u01}$$

با جای‌گذاری مقادیر β_{0j} و β_{1j} در الگوی (۱)، الگوی ذیل به دست می‌آید:

$$y_{ij} = \beta_{00} + \beta_{10} x_{ij} + \sum_{k=2}^{p} \beta_k x_{kij} + u_{0j} + u_{1j} x_{1ij} + e_{ij} \quad (5)$$

با توجّه به الگوی شمارهٔ (۵) می‌توان گفت که الگوی مورد بررسی دارای سه جملهٔ اخلال e_{ij}، u_{0j} و u_{1j} است که e_{ij} متعلّق به سطح اوّل و u_{0j} و u_{1j} متعلّق به سطح دوم است؛ بنابراین الگوی مورد بررسی یک الگوی دوسطحی است (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ٤۹).

با توجّه به ساختار الگوسازی چندسطحی می‌توان گفت که ساختار واریانس–کواریانس الگو با مدّنظر قراردادن نوع ساختار سلسله‌مراتبی آن تغییر می‌کند. به گونه‌ای که بر اساس

الگوی فوق که در آن عرض از مبدأ و ضریب x_1 به عنوان ضرایب متغیر مـی‌باشـند کواریـانس الگو برای ۲ واحد از سطح ۲ به طوری‌که واحد یک خود دارای سه مشاهده و واحـد دو دارای دو مشاهده باشد به صورت ذیل خواهد بود (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ۵۳).

$$V = \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 J_{(3)} + \sigma_{e0}^2 I_{(3)} & 0 \\ 0 & \sigma_{u0}^2 J_{(2)} + \sigma_{e0}^2 I_{(2)} \end{pmatrix} \quad (٦)$$

در رابطهٔ (٦)، $I_{(n)}$ یک ماتریس (n.n) واحد و $J_{(n)}$ یک ماتریس (n.n) با مقادیر یـک و زیرنویس ۲ برای نشان دادن مدل دوسطحی است. در مـدل‌هـای یـک‌سـطحی، تخمـین OLS باعث می‌شود که σ_{u0}^2 صفر باشد و این ماتریس کوواریانس به شکل استاندارد آن یعنـی $\sigma^2 I$ تقلیل می‌یابد که σ^2 واریانس جملات اخلال می‌باشد (گلدستین، ۱۹۹۹، ص. ۵۷).

۳. ۲. الگوی لاجیت چندسطحی

چنانچه یک مدل دوسطحی برای داده‌های با متغیر وابسـته دوتـایی (دو جملـه‌ای) بـا یـک متغیر توضیحی مدنظر قرار گیرد، این الگو از نظر مفهومی مشابه الگوی بخش قبل است با ایـن تفاوت که متغیر وابستهٔ آن دوتایی است. در این خصوص y_{ij} یک متغیر واکنشی دوتایی برای نمونه‌های i در خوشه (گروه)های j و متغیر x_{ij} نیز یک متغیـر توضـیحی در سـطح نمونـه‌هـا است. احتمال واکنش که در آن y_{ij} برابر یک باشـد بـه صـورت $\pi_{ij} = \Pr(y_{ij} = 1)$ تعریـف می‌شود. مدل چندسطحی برای متغیرهای وابسته دوتایی می‌تواند از طریق یک متغیـر مفهـومی پنهان حاصل شود. در این خصوص با توجّه به متغیر پیوستهٔ پنهان y_{ij}^*، متغیر واکنشی دوتـایی y_{ij} به گونه‌ای تعریف می‌شود که:

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & if \quad y_{ij}^* > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \quad (٧)$$

بنابراین می‌توان احتمال اینکه $y_{ij} = 1$ که با π_{ij} نشان داده می‌شـود بـه صـورت ذیـل بـه دست آورد:

$$f(\pi_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_1 x_{ij} \quad (٨)$$

که $f(\pi_{ij})$ تابع پیوند[1] نامیده می‌شود. از جمله عمومی‌ترین شکل‌های تابع پیوند: لاجیت[2]، پروبیت[3] و log-log تکمیلی[4] است که فرم تابعی آن‌ها به صورت ذیل است (راس‌باش، استیل، برون، گلدستین[5]، ۲۰۰۹، ص. ۶۸).

$$Logit: \quad f(\pi_{ij}) = \log(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}) \qquad (۹)$$

$$probit \quad f(\pi_{ij}) = \Phi(\pi_{ij}) \quad \text{(تابع چگالی تجمعی توزیع نرمال)} \qquad (۱۰)$$

$$Complementary \quad Log-Log: \quad f(\pi_{ij}) = \log(-\log(1-\pi_{ij})) \qquad (۱۱)$$

شکل تابعی لاجیت در گسترهٔ وسیعی از مطالعات حوزه‌های مختلف استفاده شده است که در این مطالعه نیز از شکل تابعی آن به صورت چندسطحی استفاده شده است؛ بنابراین اگر یک الگوی لاجیت دوسطحی با متغیر واکنشی دوتایی y_{ij} مدّنظر باشد و با توجّه به اینکه تنها یک متغیر توضیحی در الگو لحاظ شده و عرض از مبدأ آن تصادفی است می‌توان الگوی لاجیت را به صورت ذیل الگوسازی کرد (راس‌باش، استیل، برون و گلدستین، ۲۰۰۹، ص. ۷۷).

$$\log it_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 x_{ij} \qquad (۱۲)$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \qquad (۱۳)$$

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j})}{1+\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j})} \qquad (۱۴)$$

در الگوی فوق، عرض از مبدأ از دو بخش ثابت (β_0) و تصادفی (u_{0j}) تشکیل شده که (u_{0j}) دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2_{u0} است (راس‌باش، استیل، برون و گلدستین، ۲۰۰۹، ص. ۸۲).

چنان‌چه الگوی مورد بررسی دارای عرض از مبدأ و ضریب x_1 تصادفی باشد آن‌گاه الگوی لاجیت در وضعیّت دوسطحی به صورت ذیل فرموله می‌شود:

1. Link Function
2. Logit
3. Probit
4. Complementary Log-Log
5. Rasbash, Steele, Browne, Goldstein

سطح اوّل:

$$Logit_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} x_{ij} \quad (۱۵)$$

سطح دوم:

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j}$$
$$\beta_{1j} = \beta_1 + u_{1j} \quad (۱۶)$$
$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} \sim N(0, \Omega_u): \qquad \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u0}^2 & \\ \sigma_{u01} & \sigma_{u1}^2 \end{bmatrix}$$

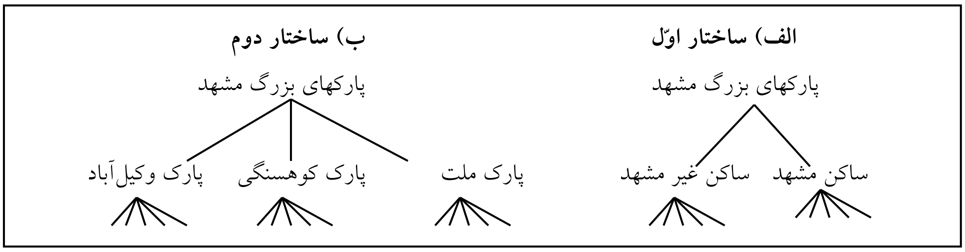
$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij})} \quad (۱۷)$$

$$Odds \quad Ratio = \frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{ij} + u_{0j} + u_{1j} x_{ij}) \quad (۱۸)$$

در الگوی فوق، عرض از مبدأ و ضریب x_{ij} هرکدام دارای دو بخش ثابت (به ترتیب β_0 و β_1) و تصادفی (به ترتیب u_{0j} و u_{1j}) هستند که u_{0j} و u_{1j} دارای توزیع نرمال و ماتریس کوواریانس Ω_u می‌باشند که در روابط فوق نشان داده شده است.

چنان‌چه تعداد متغیرهای مستقل دیگری وارد الگو نهایی شوند، الگوسازی نهایی مشابه الگوی فوق بوده و بسته به اینکه کدام ضریب تصادفی باشند بخش ثابت و تصادفی ضرایب و بالتبع نسبت احتمال بر اساس فرم جدید الگوسازی می‌شود.

در این مطالعه متغیر وابسته (y_{ij}^*)، متغیر پنهان تمایل به پرداخت است که توسّط متغیر مشاهده شده تمایل($y_{ij} = 1$) و عدم تمایل به پرداخت ($y_{ij} = 0$) که یک متغیر دوتایی است تعریف می‌شود. همچنین ساختارهایی که در این مطالعه مورد بررسی قرار خواهد گرفت شامل دو ساختار سلسله‌مراتبی است که در (شکل ۱) ارائه شده است. در ساختار سلسله‌مراتبی اول، بازدیدکنندگان به دو بخش بازدیدکنندگان ساکن مشهد و بازدیدکنندگان ساکن در مکانی غیر مشهد (شهروندان – غیرشهروندان) تقسیم‌بندی شده‌اند که به نظر می‌رسد که نوع رفتار آن‌ها در هر گروه، از همگنی خاصّی برخوردار است. ساختار سلسله‌مراتبی دوم، گروه‌بندی بازدیدکنندگان از پارک‌ها بر حسب نوع پارک است که به سه گروه بازدیدکنندگان از پارک ملّت، کوهسنگی و وکیل‌آباد تقسیم‌بندی شده‌اند.



شکل ۲- ساختار سلسله‌مراتبی نمونه‌ها

مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۲

در الگوهای چندسطحی معیار تصمیم‌گیری برای انتخاب الگوها و به عبارتی انتخاب بین این‌که الگو با ۱) عرض از مبدأ تصادفی ۲) عرض از مبدأ و شیب یک متغیر تصادفی ۳) شیب یک متغیر تصادفی ٤) شیب چند متغیر تصادفی ۵) عرض از مبدأ و شیب چند متغیر تصادفی باشد آزمون خی‌دو (χ^2) می‌باشد (هسکس و اسکروندال[1]، ۲۰۰۸، ص. ۱۲).

متغیرهایی که در تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت مورد استفاده قرار گرفته در (جدول ۱) ارائه شده است.

جدول ۱- متغیرهای توضیحی تأثیرگذار بر تمایل به پرداخت

مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۲

متغیر	تعریف	ارزش
X_1	مدّت زمان بازدید	تعداد ساعت بازدید در هر بار
X_2	سن	سن پاسخ‌گو (سال)
D_1	جنسیت	مرد= ۱ ، زن= ۰
D_2	شهر مبدأ	ساکن مشهد= ۱ ، ساکن در غیر مشهد= ۰
X_3	تحصیلات	تعداد سال‌های تحصیل
X_4	درآمد	متوسّط درآمد ماهانه (ده هزار ریال)
X_5	شاخص رضایت	شاخص تجمیعی از ٦ مؤلفه شامل: وضعیّت بهداشت و نظافت پارک، وضعیّت فضای سبز و زیبایی آن، امکانات مناسب برای استفادهٔ کودکان، موقعیّت جغرافیایی و مکان استقرار پارک، امنیّت اخلاقی و امنیّت مالی

در خصوص شاخص رضایت، ذکر این نکته حائز اهمیّت است که مؤلفه‌های شش‌گانه به صورت طیف لیکرت پنج گزینه دریافت و سپس شاخص رضایت ساخته شد. نحوهٔ محاسبه آن از جمع‌سازی شاخص‌های مذکور به دست آمد.

---

1 - Hesketh and Skrondla

داده‌های این مطالعه از طریق تکمیل پرسش‌نامه از مراجعه‌کنندگان به پارک‌های ملّت، کوهسنگی و پارک جنگلی وکیل‌آباد در تابستان ۱۳۹۱ به دست آمد. حجم نمونه بر اساس تعداد بهینه در هر پارک حدود ٤۰۰ به دست آمد و در نهایت حدود ۱۲۰۰ پرسش‌نامه تکمیل و از اطّلاعات ۱۱٦٤ پرسش‌نامه در تحلیل‌های نهایی استفاده شد. همچنین در این مطالعه، روایی پرسش‌نامه توسّط کارشناسان خبره و اساتید صاحب‌نظر مورد بررسی قرار گرفت. پایایی پرسش‌نامه نیز از طریق تکمیل ۳۰ پیش‌پرسش‌نامه در خصوص شاخص میزان رضایت سنجش شد که میزان آلفای کرونباخ ۰/۷۸ به دست آمد.

٤. یافته‌های تحقیق

در جدول (۲)، آزمون مقایسه بین لاجیت ساده و چندسطحی با فرض تصادفی در نظر گرفتن شیب و متغیرهای مختلف در خصوص دو ساختار سلسله‌مراتبی ارایه شده است. بر اساس نتایج آماره χ^2، ساختار چندسطحی اوّل تأیید نمی‌شود. در واقع هیچ‌کدام از ضرایب بر اساس این گروه‌بندی تصادفی نمی‌باشند. این در حالی است که ساختار چندسطحی دوم تأیید می‌شود، به نحوی که الگوی دارای ضریب متغیر «شهر مبدأ» -متغیر موهومی (مشهدی، غیرمشهدی)- در سطح دوم در مقایسه با الگوی لاجیت ساده -بدون ساختار سلسله‌مراتبی- اختلاف معنی‌داری دارد؛ بنابراین در الگوسازی مدل لاجیت، ساختار دوسطحی که در آن نمونه‌ها در سطح اوّل و پارک‌ها (ملّت -کوهسنگی -وکیل‌آباد) در سطح دوم قرار دارند، مدّنظر قرار گرفته شد. در این الگو متغیر شهر مبدأ به‌عنوان ضریب تصادفی در الگو وارد شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون مقایسهٔ بین لاجیت ساده و چندسطحی در خصوص ضرایب تصادفی متغیرهای مختلف

مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۲

ساختار سلسله‌مراتبی اوّل		ساختار سلسله‌مراتبی دوم	
متغیر با ضریب تصادفی در سطوح	آماره χ^2	متغیر با ضریب تصادفی در سطوح	آماره χ^2
مدّت زمان بازدید	۰,۰۰	مدت زمان بازدید	۰/۰۰
سن	۱/٦ e^{-12}	سن	۰/۰۰
جنسیت	٤/٥ e^{-13}	جنسیت	۰/۰۰
تحصیلات	۰,۰۰	تحصیلات	۰/۰۰
شاخص رضایت	۹/۱ e^{-13}	شاخص رضایت	۰/۰۰
ضریب ثابت	۱/۸ e^{-12}	ضریب ثابت	۰/۰۰
-	-	شهر مبدأ	۱/٦٦*

*: معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۰ درصد

در این مطالعه علاوه بر فرم خطّی الگوی لاجیت، فرم لگاریتمی آن نیز بررسی شد که با توجّه به میزان نسبتاً پایین درصد صحّت پیش‌بینی الگوی لگاریتمی (٤٦/٥٦ درصد) در مقایسه با الگوی خطّی (٦٥/٢٩ درصد) و همچنین معنی‌داری ضرایب، در نهایت الگوی خطّی انتخاب شد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی لاجیت دوسطحی (فرم خطی) با به کارگیری نرم‌افزار Stata 12 در (جدول ۳) ارائه شده است. نتایج درصد صحّت پیش‌بینی الگو حاکی از آن است که مقدار آن حدود ٦٥/٢٩ درصد است که نشان‌دهندهٔ قدرت نسبتاً بالای مدل در پیش‌بینی است. بر اساس اطّلاعات این جدول، متغیرهای مدّت زمان بازدید، شهر مبدأ و میزان تحصیلات در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار نیستند. همچنین ضریب متغیر شهر مبدأ دارای سه ضریب مجزا بوده که مقادیر آن‌ها بر حسب هر پارک از جمع مقدار ضریب با بخش تصادفی به دست می‌آید. هرچند که این متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار نیست. متغیر سن از جمله متغیرهای منفی معنی‌دار است که در سطح یک درصد معنی‌دار است. با افزایش سن، احتمال تمایل به پرداخت برای استفاده از پارک کاهش می‌یابد. در این خصوص بر اساس آماره نسبت احتمال[1] که در برخی منابع از آن به عنوان نسبت ریسک نسبی (RRR)[2] یاد می‌کنند می‌توان گفت که یک واحد افزایش متغیر سن (یعنی افزایش یک سال به سن بازدیدکنندگان) باعث می‌شود که نسبت احتمال تمایل به پرداخت به عدم تمایل به پرداخت ۰/۹٦٦ به دست آید و به عبارتی، احتمال عدم پرداخت به پرداخت حدود ۱/۰۳۵ است. همچنین بر اساس آماره اثر نهایی، افزایش یک سال به سن باعث کاهش احتمال تمایل به پرداخت به میزان ۱/۲۱ درصد می‌شود؛ بنابراین افزایش سن تأثیر منفی و معنی‌داری بر تمایل به پرداخت مراجعه‌کنندگان به پارک‌های مورد مطالعه دارد. در این خصوص به نظر می‌رسد که جذب قشرهای جوان به پارک باعث افزایش تمایل به پرداخت در خصوص پارک می‌شود و از نگاه دیگر، امکانات و خدمات پارک‌ها به گونه‌ای نیست که رضایت افراد با سن بالا را تأمین کند و در آن‌ها انگیزهٔ لازم برای پرداخت را فراهم آورد.

1. Odds Ratio
2. Relative Risk Ratio

متغیر جنسیت از دیگر متغیرهای مورد مطالعه است که نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد با علامت منفی معنی‌دار است. بر اساس علامت ضریب و آمارهٔ نسبت‌های احتمال این متغیر می‌توان گفت که مردان نسبت به زنان از احتمال کمتری (۰/۷۰۹۳) در تمایل به پرداخت برای استفاده از پارک برخوردارند به گونه‌ای که تغییر جنسیت بازدیدکنندگان از زن به مرد باعث می‌شود که احتمال تمایل به پرداخت به عدم تمایل به پرداخت ۰/۷۰۹۳ به دست آید و به عبارتی، احتمال عدم پرداخت بزرگتر از پرداخت است. همچنین بر اساس آماره اثر نهایی، تغییر جنسیت بازدیدکنندگان از زن به مرد باعث می‌شود که احتمال تمایل به پرداخت ۷/۸۱ درصد کاهش یابد؛ بنابراین می‌توان گفت که در مجموع تمایل به پرداخت زنان بیشتر از مردان است. در این خصوص به نظر می‌رسد که فضای فعلی پارک‌های بزرگ مشهد و امکانات آن تناسب بیشتری با نیازهای گروه زنان داشته باشد و بنابراین توجّه به نوع امکانات مورد نیاز مردان می‌تواند از یک طرف بر رضایت و از طرف دیگر بر تمایل به پرداخت آن‌ها تأثیرگذار باشد.

سطح درآمد تأثیر مثبت و معنی‌داری (در سطح یک درصد) بر احتمال تمایل به پرداخت دارد به گونه‌ای که افزایش یک واحد به سطح درآمد افراد (افزایش ده‌هزار ریال) باعث می‌شود که احتمال تمایل به پرداخت نسبت به عدم تمایل به پرداخت ۱/۰۱۱٤ به دست آید که نشان‌دهندهٔ افزایش تمایل به پرداخت در خصوص مراجعین با سطح درآمد بالاتر است. همچنین بر اساس آماره اثر نهایی، افزایش یک واحد به سطح درآمد افراد (افزایش ده هزار ریال) باعث افزایش تمایل به پرداخت به میزان ۰/٤ درصد می‌شود؛ بنابراین بازدیدکنندگان با سطح درآمد بالا، تمایل بیشتری به پرداخت نسبت به استفاده از پارک‌های مورد بررسی دارند؛ بنابراین به نظر می‌رسد که از یک طرف توان مالی افراد با سطح درآمد بالا و از طرف دیگر وجود فضای مورد نیاز بر اساس خواست آن‌ها باعث معنی‌داری این متغیر شده است.

شاخص رضایت از وضعیّت پارک از دیگر متغیرهای مورد بررسی است که با ضریب مثبت، تأثیر معنی‌داری (سطح یک درصد) بر احتمال تمایل به پرداخت نسبت به عدم تمایل به پرداخت دارد. نتایج آماره نسبت‌های احتمال این شاخص حاکی از آن است که با افزایش یک واحد به شاخص رضایت، میزان احتمال تمایل به پرداخت به عدم تمایل به پرداخت ۱/۵۰۱۱ به دست

می‌آید. همچنین بر اساس آماره اثر نهایی، افزایش یک واحد بـه شـاخص رضـایت باعـث افـزایش احتمال تمایل به پرداخت به میزان ۱۴/۲۴ درصد می‌شود؛ بنابراین افـزایش رضـایت بازدیدکننـدگان از پارک تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تمایل به پرداخت آن‌ها از پارک دارد. در این خصـوص بـه نظـر می‌رسد که اولاً رضایت بازدیدکنندگان در خصوص زیرشاخص‌های مختلف در سطح نسبتاً بـالایی قرار دارد و ثانیاً زیرشاخص‌های مورد بررسی (۶ زیرشاخص جـدول ۱) از اهمیّـت بـه‌سـزایی نـزد بازدیدکنندگان از پارک‌ها قرار دارند.

نتایج پیمایش میدانی در خصوص میانگین میزان تمایل به پرداخت در خصوص سه پارک مـورد مطالعه نشان می‌دهد که متوسّط تمایل به پرداخت به ازاء هر بازدیـد در پـارک ملّـت ۱۳۹۹۵ ریـال، پارک کوهسنگی ۴۹۳۵ ریال و پارک جنگلی وکیل‌آباد ۲۲۷۰ ریال اسـت کـه نشـان‌دهنـدۀ اخـتلاف نسبتاً زیاد بین میزان تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان در هر سه پارک است.

نتایج این مطالعه در مقایسه با نتایج مطالعۀ خاکسار، دانشور، کلاته عـرب و اکبـری (۱۳۹۰) کـه در ارتباط با ارزش‌گذاری پارک جنگلی وکیل‌آباد توسّط بازدیدکنندگان انجام شده بود نشـان داد کـه در هر دو مطالعه، متغیر درآمد دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تمایل به پرداخت است. هرچند کـه متغیرهای سن و جنسیت که در این مطالعه از تـأثیر معنـی‌داری بـر تمایـل بـه پرداخـت برخـوردار بودند، در مطالعۀ خاکسار، دانشور، کلاته عـرب و اکبـری (۱۳۹۰) تـأثیر معنـی‌داری بـر تمایـل بـه پرداخت نداشتند. همچنین نتایج این مطالعه در مقایسـه بـا نتـایج مطالعـۀ غفوریـان (۱۳۹۱) کـه در خصوص ارزش‌گذاری خدمات پارک ملّت توسط خانوارهای مشهدی بود نشان داد کـه در هـر دو مطالعه متغیر درآمد از تأثیر مثبـت و معنـی‌داری بـر تمایـل بـه پرداخـت برخـوردار اسـت. اگرچـه متغیرهایی هم‌چون تحصیلات در ایـن مطالعـه معنـی‌دار نبـوده، ولـی در مطالعـۀ غفوریـان (۱۳۹۱) معنی‌دار بوده است. ایـن مطالعـه نسـبت بـه دو مطالعـۀ خاکسـار و همکـاران (۱۳۹۰) و غفوریـان (۱۳۹۱) که در مشهد صورت گرفته و همچنین در مقایسه با سایر مطالعات حوزۀ ارزش‌گـذاری کـه در پیشینۀ مطالعات نیز به اجمال به آن پرداخته شد، سلسله مراتب نمونه‌ها را در الگوسـازی مـدّنظر قرار داده است.

جدول ۳- نتایج الگوی لاجیت دوسطحی در خصوص تمایل به پرداخت

مأخذ: نگارندگان، ۱۳۹۲

<table>
<tr><th colspan="2">متغیر با ضریب تصادفی در سطوح</th><th>ضریب</th><th>خطای معیار</th><th>P>|z|</th><th>اثر نهایی</th><th>نسبت احتمال</th></tr>
<tr><td>X_1</td><td>مدت زمان بازدید</td><td>۰/۰۲۱۲</td><td>۰/۰۳۸۱٦</td><td>۰/۵۷۹</td><td>۰/۰۰۷٤</td><td>۱/۰۲۱٤</td></tr>
<tr><td>X_2</td><td>سن</td><td>-۰/۰۳٤۵***</td><td>۰/۰۰٦۵</td><td>۰/۰۰۰</td><td>-۰/۰۱۲۱</td><td>۰/۹٦٦</td></tr>
<tr><td>D_1</td><td>جنسیت</td><td>-۰/۳٤۳۵**</td><td>۰/۱۵۷۳</td><td>۰/۰۲۹</td><td>-۰/۰۷۸۱</td><td>۰/۷۰۹۳</td></tr>
<tr><td>D_2</td><td>شهر مبدأ</td><td>۰/۰٤۲۳</td><td>۰/۱۸۳۷</td><td>۰/۸۱۸</td><td>۰/۰۰۹٦</td><td>۱/۰٤۳۲</td></tr>
<tr><td>X_3</td><td>تحصیلات</td><td>-۰/۰۱۷۵</td><td>۰/۰۲۰۲</td><td>۰/۳۸۸</td><td>-۰/۰۰٦۱</td><td>۰/۹۸۲۷</td></tr>
<tr><td>X_4</td><td>درآمد</td><td>۰/۰۱۱۳***</td><td>۰/۰۰۲۰</td><td>۰/۰۰۰</td><td>۰/۰۰٤۰</td><td>۱/۰۱۱٤</td></tr>
<tr><td>X_5</td><td>شاخص رضایت</td><td>۰/٤۰٦۲***</td><td>۰/۱۲۵۵</td><td>۰/۰۰۱</td><td>۰/۱٤۲٤</td><td>۱/۵۰۱۱</td></tr>
<tr><td>C</td><td>ضریب ثابت</td><td>-۱/۱۷٤۲*</td><td>۰/٦۷۲۵</td><td>۰/۰۸۱</td><td>-۰/٤۱۱۵</td><td>۰/۳۰۹۱</td></tr>
<tr><td>بخش تصادفی
ضریب شهر مبدأ به تفکیک پارک</td><td>ملّت</td><td colspan="5">۰,۰۵۰۰۵۱۳</td></tr>
<tr><td></td><td>کوهسنگی</td><td colspan="5">۰,۱٤۲٦۱۵</td></tr>
<tr><td></td><td>وکیل‌آباد</td><td colspan="5">-۰,۱۹۰۳۹۸۳</td></tr>
<tr><td colspan="2">پارامتر اثر تصادفی</td><td colspan="3">تخمین: ۰/۱۷۳</td><td colspan="2">خطای معیار: ۰/۱۲۰</td></tr>
<tr><td colspan="7">لگاریتم راست‌نمایی = -۷۲۵/۷۱۷
آماره والد (خی‌دو) = ۵۷/۱٤
سطح معنی‌داری خی‌دو = ۰/۰۰۰
تعداد گروه‌ها = ۳
درصد صحت پیش‌بینی الگو = ٦۵/۲۹ ٪</td></tr>
</table>

- *-**-***: به ترتیب معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۰ درصد – ۹۵ درصد و ۹۹ درصد

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج به دست آمده و تطبیق آن با مطالعات با زیربنای لاجستیک، می‌توان گفت که ساختار سلسله‌مراتبی و به عبارتی چندسطحی را می‌توان در بسیاری از مطالعات مشاهده کرد که لازم است در راستای تبیین بهتر مدل، ساختار الگوسازی مطالعات تغییر کند و سطوح مختلف نمونه‌ها و گروه‌ها مدّنظر قرار گیرد.

فراهم آوردن امکانات و خدمات در پارک‌ها، بـه خصـوص بـرای افـراد بـا سـن بـالاتر، از جملـه مواردی است که باعث افزایش احتمال تمایل به پرداخت می‌شود. در این خصوص اجرای برنامـه‌هـای فرهنگی خاص و همچنین تدارک مکان‌هایی برای گردهمایی افراد با سن بـالاتر از جملـه راهکارهـای اجرایی در این خصوص است.

به نظر می‌رسد که زنان بازدیدکننده از پارک‌های مورد بررسی از امکانات و خدمات پـارک لـذّت و رضایت نسبی دارند و پارک‌ها توانسته تا حدودی رضایت آن‌ها را در ارتباط با پارک بالا ببرد؛ بنـابراین شناسایی نیازهای مردان از رفتن به پارک و فراهم آوردن امکانات و خدمات متناسب بـا آن نقـش بـه‌سزایی در افزایش تمایل به پرداخـت بازدیدکننـدگان و بـه خصـوص مـردان در ایـن خصـوص دارد. همچنین به نظر می‌رسد که در یک نگاه کلان، توجّه بیشتر به وضـعیّت اقتصـادی خانوارهـا تـأثیر بـه‌سزایی بر افزایش تمایل به پرداخت داشته باشد. از نگاه خـرد، جلـب افـراد بـا سـطح درآمـد بـالاتر و همچنین توسعهٔ پارک‌هـای در مجـاورت و نزدیکـی منـاطق بـا سـطح درآمـد بـالاتر و حتّـی توسـعهٔ پارک‌های خصوصی از توجیه بالای اقتصادی برخوردار باشد.

از دیگر موارد پیشنهادی، فراهم آوردن امکانات برای بازی کودکان و بهبـود شـاخص‌هـای امنیّتـی (اخلاقی و مالی) است که باعث افزایش احتمال تمایل به پرداخت مراجعه‌کنندگان می‌شود.

کتاب‌نامه

۱. آمارنامهٔ مشهد. (۱۳۸۸). معاونت برنامه‌ریزی و توسعهٔ شهرداری مشهد. مدیریت آمار و تحلیل اطّلاعات مشهد.

۲. امیرنژاد، ح.، خلیلیان ص.، عصاره م. ح. (۱۳۸۵). تعیین ارزش‌های حفاظتی و تفرجی پارک جنگلی سیسنگان با استفاده از تمایل به پرداخت افراد. *مجلهٔ پژوهش و سازندگی در منابع طبیعی*، *۷۲*، ۲۴–۱۵.

۳. امیرنژاد، ح.، خلیلیان، ص. (۱۳۸٤). برآورد ارزش توریستی پارک گلستان و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان. *پنجمین کنفرانس دوسالانهٔ اقتصاد کشاورزی ایران*، زاهدان، ۹–۷ شهریور ۱۳۸٤.

٤. حیاتی، ب.، خادم بلدی‌پور، ط. (۱۳۹۱). برآورد ارزش تفریحی و تعیین عوامل موثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان در تالاب قوری گل. *مجلۀ اقتصاد و توسعۀ کشاورزی*، ۲٦(۱)، ۳۰-۲۲.

٥. خاکپور، ب. ع.، رفیعی، ه.، صالحی‌فرد، م.، توانگر، م. (۱۳۸۹). بررسی عملکرد مدیریت شهری در گسترش فضاهای سبز عمومی (پارک‌ها) با استفاده از روش تاپسیس: مطالعۀ موردی شهر مشهد. *مجلۀ جغرافیا و توسعۀ ناحیه‌ای، ١٤*، ۲۷-۱.

٦. خاکسار آستانه، ح.، دانشور، م.، کلاته عربی، و.، اکبری، م. ر. (۱۳۹۰). برآورد ارزش تفریحی پارک‌های جنگلی شهر مشهد با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM). *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، *۱۰*، ۷۸-٦۱.

۷. خداوردی‌زاده، م.، حیاتی، ب.، کاووسی کلاشمی، م. (۱۳۸۱). برآورد ارزش تفرّجی روستای توریستی کندوان آذربایجان شرقی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *علوم محیطی*، *٥*(٤)، ٤۳-٥۲.

۸. خلیلیان، ع. (۱۳۸٥). طراحی، برنامه‌ریزی و مدیریت فضاهای سبز شهری متناسب با نیاز ناتوانان و کم‌توانان جسمی-حرکتی. *مجموعه مقالات اوّلین کنفرانس برنامه‌ریزی و مدیریت شهری*، مشهد، ١٦-١٥ آبان ۱۳۸٥.

۹. شرزه‌ای، غ. ع.، سام دلیری، ا. (۱۳۹۱). برآورد ارزش تفریحی اکوسیستم ساحلی دریای خزر: مطالعۀ موردی ساحل تفریحی رادیو - دریا شهرستان چالوس. *فصل‌نامۀ علوم محیطی*، *۹*(۳)، ١٤-۱.

۱۰. صالحی‌فرد، م.، علی‌زاده، س. د. (۱۳۸۷). تحلیل بر ابعاد اجتماعی و روان‌شناختی فضاهای سبز در شهرها (با رویکرد مدیریت شهری). *فصل‌نامۀ مدیریت شهری*، *۲۱*، ۳۳-۱۹.

۱۱. غفوری، س. (۱۳۹۱). *ارزش‌گذاری اقتصادی خدمات پارک‌ها و فضای سبز: مطالعۀ موردی پارک ملّت مشهد*. (پایان‌نامۀ منتشرنشدۀ کارشناسی‌ارشد اقتصاد کشاورزی- مدیریت و تولیدات کشاورزی)، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران.

۱۲. قربانی م.، صادقی لطف‌آبادی س. (۱۳۸۹). تعیین‌کننده‌های تمایل به پرداخت و ارزش گردشگری پارک‌های ملّی: مطالعۀ موردی پارک تندوره. *فصل‌نامۀ اقتصاد و توسعۀ کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، *۲٤*(٤)، ٤۳۲-٤۲٥.

۱۳. قربانی، م.، فیروز زارع، ع. (۱۳۸۷). *مقدمه‌ای بر ارزش‌گذاری محیط زیست*. مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

۱٤. قربانی، م.، فیروز زارع، ع. (۱۳۹۰). ارزش‌گذاری آلودگی هوای مشهد: کاربرد رهیافت ارزش-گذاری مشروط. *دو فصل‌نامهٔ اقتصاد و توسعهٔ منطقه‌ای، ۱۸*(۲)، ۲٤-۱.

۱۵. کریم‌زادگان، ح. (۱۳۸۲). *مبانی اقتصاد محیط زیست*. تهران: انتشارات نقش مهر.

۱٦. نجاری، ج.، صبوحی، م.، سالارپور، م. (۱۳۹۰). برآورد ارزش تفریحی چاه نیمه با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی. ۳*(٤)، ۱۸۹-۱۷۱.

17. Amigues, J., Boulatoff, C,. & Desaigues, B. (2002). The benefits and costs of analysis habitat preservation: A willingness to accept / willingness to pay contingent valuation approach. *Ecological Economics, 43*(1), 17-31.
18. Barrio, M., & Loureiro, M. L. (2010). A meta-analysis of contingent valuation forest studies. *Ecological Economics 69*(5), 1023-1030.
19. Environmental Futures Limited. (2006). *Valuing Our Natural EnvironmentFinal Report NR0103*. London: Collingwood Environmental Planning.
20. Goldstein, H. (1999). *Multilevel statistical models. London: Institute of Education, Multilevel Models project.* Retrieved from http://www.arnoldpublishers.com/support/goldstein.htm
21. Gua G., & Zhao H. (2000). Multilevel modeling for binary data. *Annual Review of Sociology*, *26*, 441–462.
22. King, N. A. (2007). Economic valuation of environmental goods and services in the context of good ecosystem governance. *Water Policy. 9*(2), 51–67.
23. Lee, C., & Han, S. (2002). Estimating the use and preservation values of national parks tourism resources using a contingent valuation method. *Tourism Management*, *23*(3), 531-540.
24. Marzetti, S., & Brandolini, A. (2006). Investing in biodiversity: The recreational value of a natural coastal area. *Chemistry and Ecology, 22*(1), 443-462.
25. Mason, W. M., Wong, G. M., & Entwistle, B. (1984). Contextual analysis through the multilevel linear model. *Sociological Methodology, 14,* 72–103.

26. Rasbash, J., Steele, F., Browne, W. J., & Goldstein, H. (2009). A *user's guide to MLwiN. Centre for Multilevel Modeling*. United Kingdom: University of Bristol.
27. Twerefou, D. K., & Ababio, D. K. A. (2012). An economic valuation of the Kakum National Park: An individual travel cost approach. *African Journal of Environmental Science and Technology*, *6*(4), 199-207.